

DIMORFISMO SEXUAL EN UNA POBLACIÓN ARQUEOLÓGICA MUSULMANA DEL SUR DE LA PENÍNSULA IBÉRICA

Sexual dimorphism in a Muslim archaeological population from Southern Iberian Peninsula

JOSÉ ANTONIO ESQUIVEL*^{&***} y JUAN MANUEL JIMÉNEZ-ARENAS**^{&****}

RESUMEN El dimorfismo sexual es una cuestión clave en Biología, incluida la humana, puesto que se considera como respuesta a múltiples factores. Un paso previo fundamental para el establecimiento del dimorfismo sexual es la asignación de sexo, tarea ardua, y a veces imposible, en contextos paleontológicos y arqueológicos. Para solventar este problema se ha recurrido a técnicas que permiten estimar el dimorfismo sexual en poblaciones de sexo desconocido. Los objetivos de este estudio son evaluar el dimorfismo sexual de una población arqueológica a partir de diferentes técnicas (coeficiente de variación, método de los momentos y razón entre los promedios de machos y hembras) y extraer algunas inferencias sobre el modo de vida de los individuos enterrados en la necrópolis de La Torrecilla (Arenas del Rey, Granada, España).

Palabras clave: Coeficiente de variación, Método de los momentos, Cráneo, Fémur, Húmero.

ABSTRACT Sexual dimorphism is a key issue in Biology, including Human Biology, because is considered as a response to several factors. An initial step to the sexual dimorphism establishment is sex assignation, a hard work (sometimes impossible) in paleontological and archaeological contexts. In order to avoid this problem, some techniques have been performed to estimate sexual dimorphisms from unknown sex populations. The aim of this study is to evaluate the sexual dimorphism of an archeological population by the means of different techniques (coefficient of variation, method of moments and ratio between male and female means) and

* Departamento de Prehistoria y Arqueología. Universidad de Granada. esquivel@ugr.es; jumajia@ugr.es

** Instituto Andaluz de Geofísica y Prevención de Desastres Sísmicos (Universidad de Granada). Campus Universitario de Cartuja, s/n. 18071 Granada (España). esquivel@ugr.es

*** Instituto Universitario de la Paz y los Conflictos (Universidad de Granada). C/Rector López Argüeta, s/n. 18071 Granada (España).

Fecha de recepción: 14-12-10. Fecha de aceptación: 20-01-11

to draw some inferences about the sociobiological context of the individuals buried in La Torrecilla cemetery (Arenas del Rey, Granada, Spain).

Key words: Coeficient of variation, Method of moments, Cranium, Femur, Humerus.

INTRODUCCIÓN

El dimorfismo sexual es un tema fundamental en Biología porque las diferencias entre hembras y machos reflejan cambios en ambos sexos que abarcan desde el nivel molecular al cultural. Tales diferencias deben ser consideradas como respuestas a factores reproductivos, medioambientales y, en el caso de los animales culturales —incluidos los humanos—, culturales. Además, aspectos más específicos como el sistema de apareamiento están vinculados al dimorfismo sexual en muchas especies de mamíferos, entre ellos los primates (Plavcan, 2001).

En algunos casos, el dimorfismo sexual es relativamente fácil de evaluar en especies actuales. Así, múltiples investigadores pertenecientes a diversas disciplinas han podido y pueden establecer tales diferencias a través de la observación directa. Desde un punto de vista cuantitativo, si los indicadores sexuales son conocidos, el dimorfismo sexual del tamaño es comúnmente establecido como la razón entre las medias de los machos y las hembras M/F . Sin embargo, otros especialistas como los paleontólogos (incluidos los paleoantropólogos) y los antropólogos deben recurrir a una aproximación indirecta porque la mayoría de las evidencias fósiles se limitan a huesos, dientes y cuernos. Este hecho reduce considerablemente la cantidad y la fiabilidad de las inferencias establecidas sobre la base de las diferencias entre machos y hembras. Por todo ello, obtener medidas más seguras del dimorfismo sexual en el tamaño es clave para conocer hasta donde se puede llegar respecto a las interpretaciones surgidas a partir del dimorfismo sexual (ver Smith, 1999 para una revisión de los indicadores del dimorfismo sexual más usados en Biología).

El primer paso para el dimorfismo sexual es determinar el sexo de los individuos. No obstante, este objetivo inicial puede resultar, a veces, difícil y otras veces imposible para los registros fósil y/o arqueológico, puesto que no todos los huesos reflejan de la misma forma las diferencias entre hembras y machos, algunas partes de los mismos reflejan mejor estas diferencias que otras y en no pocas ocasiones los huesos aparecen fragmentados. Tales problemas son muy difíciles de resolver en especies donde las diferencias entre machos y hembras son pequeñas —como es el caso de los humanos— porque existe un gran solapamiento en las características cualitativas y en las variables cuantitativas de ambos sexos. Además, otras fuentes de variabilidad intrasexual (edad, tiempo, espacio, patologías, etc.), pueden contribuir a la producción de errores en las asignaciones sexuales. Todos los factores descritos anteriormente dibujan un escenario en el que el número de asignaciones sexuales fiables a individuos humanos fósiles es realmente escaso.

Por otra parte, el problema más interesante emerge cuando aparecen lagunas en la determinación de los sexos debido a la dificultad de distinguir el sexo en la mayor parte de los especímenes. Los métodos para determinar la existencia de dimorfismo se basan en estudiar el solapamiento que pueda existir en la distribución estadística de

machos y hembras. Sin embargo, es importante especificar que muchas medidas dependen del rasgo usado y, además, que diferentes rasgos métricos de las mismas especies proporcionan diferentes grados de dimorfismo. Así, un taxón que muestra una marcada reducción del dimorfismo sexual en el tamaño es el género *Homo*, especialmente desde el Pleistoceno Medio (Arsuaga *et al.*, 1997). Las pelvis son, por razones obstetricias, una excepción, pero para la mayoría de los elementos más abundantes en el registro fósil (dientes y en mucha menor medida cráneos) existe un gran solapamiento entre ambos sexos. Para evitar las dificultades derivadas de este hecho algunos autores han tratado de encontrar técnicas estadísticas que permitan evaluar el dimorfismo sexual en poblaciones cuyos individuos presentan sexo desconocido (Simpson *et al.*, 1960; Josephson *et al.*, 1996).

Los objetivos de este estudio son evaluar el dimorfismo sexual de una población arqueológica a partir de diferentes técnicas (coeficiente de variación, método de los momentos y razón entre los promedios de machos y hembras) y extraer algunas inferencias sobre el modo de vida de los individuos enterrados en la necrópolis de La Torrecilla (Arenas del Rey, Granada, España).

MATERIALES Y MÉTODOS

El conjunto de datos utilizados incluye nueve variables pertenecientes a dos huesos largos (húmero y fémur) y un conjunto óseo (el cráneo) (tabla I). Es relevante señalar que todas las variables están medidas en los mismos individuos. La muestra estudiada pertenece a una población musulmana de la Península ibérica (La Torrecilla, Arenas del Rey, Granada). Esta población arqueológica se desarrolló durante un intervalo de tiempo relativamente largo —siglos IX al XIV— (de Souich, 1979). Las determinaciones de sexo son muy fiables porque fueron hechas a partir de esqueletos prácticamente completos (de Souich, 1979).

De entre los métodos usados para evaluar el dimorfismo sexual cuando el sexo es desconocido se han elegido dos: el coeficiente de variación (CV) y el método de los momentos (MoM). El primero de ellos es bien conocido y muy usado desde hace más de cincuenta años (Simpson *et al.*, 1960) y es calculado como la desviación típica (σ) dividida por el promedio \bar{X} y multiplicado por cien:

$$CV = (\sigma/\bar{X}) \times 100.$$

Posteriormente, a partir del valor de las muestras de sexo desconocido se lleva a cabo la comparación con otras de sexo conocido para establecer las inferencias biológicas. El segundo de ellos (MoM) resulta más complejo. En él se asume que cada observación presenta la misma probabilidad de ser hembra o macho y ambas muestras son consideradas pertenecientes a una distribución normal $N(\mu_1 + \delta, \sigma^2)$ para los machos y $N(\mu_1 - \delta, \sigma^2)$ para las hembras, siendo μ_1 and σ^2 el promedio y la varianza de toda la muestra con independencia del sexo de cada una de las observaciones y δ es la distancia entre la media de la distribución de los machos (teóricos) y μ_1 , o entre μ_1 y el promedio de

TABLA I
 VARIABLES UTILIZADAS EN EL PRESENTE ESTUDIO, ABREVIATURAS, DESCRIPCIONES Y
 NÚMERO DE OBSERVACIONES

| | <i>Medida</i> | <i>Abreviatura</i> | <i>Descripción</i> | ♂ | ♀ |
|---------------------|--|--------------------|--|----|----|
| Variables craneales | Longitud del cráneo | GOL | Cuerda entre la glabella y el opistocráneo | 37 | 42 |
| | Altura basiobregmática | BBH | Cuerda entre basio y bregma | 37 | 42 |
| | Anchura bicigomática | ZYB | Cuerda entre los cigios | 37 | 42 |
| Variables humerales | Longitud del húmero | HL | Distancia entre el punto más proximal de la cabeza y el más distal de la tróclea | 39 | 31 |
| | Diámetro supero-inferior de la cabeza del húmero | HHD(si) | Distancia entre los bordes proximal y distal de la cara articular humeral | 35 | 20 |
| | Anchura epicondilar del húmero | HEW | Distancia entre los puntos más medial y lateral de los epicóndilos | 40 | 33 |
| Variables femorales | Longitud del fémur | FL | Distancia entre el punto más proximal de la cabeza y el más distal del cóndilo | 40 | 31 |
| | Diámetro supero-inferior de la cabeza del fémur | FHD(si) | Distancia entre los puntos craneal y caudal de la cabeza del fémur | 43 | 32 |
| | Área de la diáfisis del fémur | FDA | Anchura de la diáfisis en sentido anteroposterior, tomado en la mitad de la diáfisis multiplicado por la anchura perpendicular a la anterior | 40 | 33 |

la distribución de las hembras (teóricas) (Josephson *et al.*, 1996). Es relevante poner de manifiesto que aunque se conoce la información sobre el sexo de los individuos, este hecho no ha sido utilizado para estimar δ . Usando las ecuaciones desarrolladas por Johnson y Kotz (1970) para calcular los momentos teóricos sobre el origen para una distribución de sexos combinados, se obtienen la estimación δ y el valor del dimorfismo sexual:

- m_1 es equivalente a la media de la muestra de ambos sexos combinada;
- m_2 es equivalente a la varianza del total de la muestra de ambos sexos combinada;

TABLA II
 ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS. \bar{X} : PROMEDIO; σ : DESVIACIÓN TÍPICA; CV: COEFICIENTE DE VARIACIÓN; P (SHAPIRO-WILK): VALOR DEL NIVEL DE SIGNIFICACIÓN DEL TEST DE NORMALIDAD; ♂: HOMBRES; ♀: MUJERES.

| <i>Variable</i> | <i>sexo</i> | \bar{X} | σ | <i>CV</i> | <i>P (Shapiro-Wilk)</i> |
|-----------------|-------------|-----------|----------|-----------|-------------------------|
| GOL | ♂ | 184,88 | 6,28 | 3,40 | 0,531 |
| | ♀ | 177,01 | 4,89 | 2,76 | 0,282 |
| BBH | ♂ | 135,46 | 5,56 | 4,10 | 0,309 |
| | ♀ | 129,20 | 5,52 | 4,27 | 0,532 |
| ZYB | ♂ | 129,21 | 4,38 | 3,39 | 0,416 |
| | ♀ | 119,87 | 3,47 | 2,90 | 0,768 |
| HL | ♂ | 320,20 | 15,98 | 4,99 | 0,551 |
| | ♀ | 284,33 | 12,48 | 4,39 | 0,100 |
| HHD(si) | ♂ | 45,15 | 3,04 | 6,74 | 0,299 |
| | ♀ | 37,98 | 1,88 | 4,95 | 0,404 |
| HEW | ♂ | 61,50 | 3,62 | 5,88 | 0,037 |
| | ♀ | 53,70 | 3,89 | 7,26 | 0,017 |
| HL | ♂ | 454,74 | 20,60 | 4,53 | 0,002 |
| | ♀ | 402,21 | 22,37 | 5,56 | 0,062 |
| FHD(si) | ♂ | 46,56 | 2,98 | 6,41 | 0,268 |
| | ♀ | 39,45 | 1,44 | 3,65 | 0,652 |
| FDA | ♂ | 842,34 | 99,50 | 11,81 | 0,258 |
| | ♀ | 573,69 | 79,34 | 13,83 | 0,071 |

- m_3 mide la simetría alrededor de la media de la muestra de ambos sexos combinada;
- m_4 es sensible al aplanamiento y al apuntamiento de la muestra de ambos sexos combinada.

Este procedimiento proporciona una estimación conservadora del dimorfismo sexual para condiciones variadas y trabaja mejor cuando las distribuciones de hembras y machos se solapan mínimamente (aunque es importante manifestar que también trabaja bien cuando el solapamiento es sustancial). Para calcular el dimorfismo a partir del valor del MoM es esencial la asunción de normalidad. Al contrario que el método para

TABLA III

VALORES DEL ÍNDICE DE DIMORFISMO SEXUAL CALCULADO COMO LA RAZÓN ENTRE EL PROMEDIO DE HOMBRES Y EL DE MUJERES M/F Y SEGÚN LOS MÉTODOS DEL COEFICIENTE DE VARIACIÓN (CV) Y DE LOS MOMENTOS (MOM).

| <i>Variable</i> | M/F | <i>CV</i> | <i>MoM</i> |
|-----------------|-------|-----------|------------|
| GOL | 1,045 | 3,771 | 1,061 |
| BBH | 1,051 | 4,798 | 1,059 |
| ZYB | 1,078 | 4,911 | 1,082 |
| HL | 1,126 | 7,569 | 1,142 |
| HHD(si) | 1,188 | 10,294 | 1,194 |
| HEW | 1,146 | 9,349 | 1,177 |
| FL | 1,126 | 7,818 | 1,120 |
| FHD(si) | 1,184 | 9,870 | 1,195 |
| FDA | 1,458 | 22,490 | 1,501 |

evaluar el dimorfismo sexual a partir del CV, el que se basa en el MoM no requiere de comparaciones con muestras de sexo conocido para proponer interpretaciones biológicas. Todos los cálculos fueron realizados usando el programa R (Venables y Ripley, 2002).

RESULTADOS

Los estadísticos descriptivos muestran valores pequeños para los coeficientes de variación de todas las variables (tabla II). De entre éstas, la que presenta mayor variación para ambos sexos es el área de la diáfisis femoral, lo cual es lógico si se tiene en cuenta que se trata de un área. Por tanto, y para poder compararla con las otras variables lineales se calculó su raíz cuadrada. No obstante, la nueva variable sigue produciendo el mayor valor entre las variables “unidimensionales”.

Para contrastar el valor MoM es esencial contrastar que los hombres proceden de una $N(\mu_1 + \delta, \sigma^2)$ y las mujeres de una $N(\mu_1 - \delta, \sigma^2)$. De esta forma, la aplicación de la prueba de Shapiro-Wilk (Shapiro y Wilk, 1965) indica que ambas poblaciones se ajustan bien a una normal para cada sexo ($\alpha < 0.05$), permitiendo rechazar la hipótesis nula (la distribución de la muestra proviene de una población normalmente distribuida) para todas las variables craneales (GOL, BBH y ZYB, ambos sexos, HL (ambos sexos) y HHD(si) (ambos sexos), FDA (ambos sexos) y FHD(si) (ambos sexos) y FL (♂) (Tabla II). No obstante, los valores de MoM fueron computados también para

las variables para las que la hipótesis nula fue rechazada puesto que las desviaciones respecto a la normalidad no fueron demasiado grandes.

Posteriormente, la aplicación de las pruebas t-Student arrojaron diferencias estadísticamente significativas ($\alpha < 0,0001$) entre los promedios de las mujeres y los hombres en todas las variables utilizadas en el presente estudio, indicando la adecuación de estas variables para detectar el dimorfismo sexual.

Las medidas del índice MoM son similares para todas las variables (incluidas aquéllas para las que se rechaza la hipótesis nula de normalidad) (tabla III), proporcionando un poder de discriminación independiente del hueso o complejo óseo utilizado excepto FDA que sobreestima el dimorfismo sexual respecto al resto. El coeficiente de correlación de Pearson entre el MoM, el CV y la medida clásica del dimorfismo sexual para muestras con asignaciones de sexo fiables (promedio de los machos dividido por el promedio de las hembras) proporciona valores muy altos (el más bajo es 0,993), mostrando una relación casi perfecta entre estas variables (tabla IV). Este resultado es muy significativo puesto que los valores MoM se calculan sin una previa asignación de sexo, lo que es usual en la investigación antropológica debido a la dificultad de determinar el sexo de los huesos sin rasgos sexuales claramente visibles.

TABLA IV
COEFICIENTES DE CORRELACIÓN (R) OBTENIDO ENTRE LAS DIFERENTES PAREJAS DE TÉCNICAS EMPLEADAS EN ESTE ESTUDIO. N: NÚMERO DE OBSERVACIONES.

| | <i>n</i> | <i>R</i> |
|-------------|----------|----------|
| MoM vs. M/F | 10 | 0,993 |
| MoM vs. CV | 10 | 0,993 |
| M/F vs. CV | 10 | 0,994 |

DISCUSIÓN

Los resultados de la prueba t de Student implican que todas las variables usadas en el presente estudio son dimórficas, aunque es cierto que no todas ellas reflejan de la misma forma el dimorfismo sexual. Así, los huesos largos presentan mayor grado de dimorfismo sexual que el cráneo, lo que puede ser debido a que las extremidades están más relacionadas con la masa corporal (sobre todo el fémur) y con las actividades diarias (Jiménez Brobeil *et al.*, 2004). Asimismo, es bien conocido que los movimientos de población, las mezclas entre individuos de diferentes poblaciones, los cambios en la dieta así como en otras condiciones de vida incrementan la variabilidad intrapoblacional provocando un descenso del dimorfismo sexual (Bogin *et al.*, 2002; Green y Curnoe, 2009). Puesto que la muestra de La Torrecilla es bastante dimórfica (Jiménez Arenas, 2009; Jiménez Arenas, 2010) es plausible proponer que se trata de una población estable a pesar de los siglos de uso de esta necrópolis (du Souich, 1979).

Que el área de la diáfisis femoral sea la variable que mayores valores presente con independencia del método empleado es debido, en parte, al orden de magnitud de dicha variable. No obstante, cuando se calcula su raíz cuadrada sigue mostrando los mayores valores. En principio, se puede plantear que la diáfisis femoral discrimine bien entre sexos. Sobre todo si pertenecen a muestras en las que los sexos han llevado a cabo actividades diferenciales (vg. Jiménez Brobeil *et al.*, 2004). Esto es debido a que las diáfisis están más condicionadas por factores ambientales que las epífisis puesto que aquéllas responden, mediante remodelación ósea, a los estreses habituales a los cuales son sometidas durante el desarrollo de los individuos (Lieberman *et al.*, 2003). Por otra parte, que los coeficientes de variación sean pequeños para todas las variables da cuenta de la gran homogeneidad de los datos empleados en este estudio (Sokal y Rohlf, 1988).

Los resultados de este estudio también confirman que el método de los momentos (MoM) es seguro para la estimación del dimorfismo sexual en muestras sin asignación sexual previa (Josephson *et al.*, 1996) y que su escaso uso en Paleontología y Antropología forense se debe casi exclusivamente a las dificultades para calcular los diferentes momentos en torno a la media. Además, presenta una serie de ventajas respecto a la estimación del dimorfismo sexual a partir del coeficiente de variación. La primera deriva de la asunción: la mayor variación en una población es indicativa de diferencias entre subconjuntos. Aunque en general es así, puede haber casos en los que la variación del conjunto sea menor que las diferencias entre subconjuntos si éstos son leptocúrticos. Este inconveniente se supera utilizando el MoM puesto que el cuarto momento en torno a la media es un “coeficiente de apuntamiento” (Josephson *et al.*, 1996). La segunda proviene de que el método del CV ha sido criticado como insostenible para el caso del análisis de la variación intraespecífica del tamaño de la dentición poscanina de un conjunto amplio de cercopitecinos (Vitzhum, 1999). La tercera reside en que con el MoM se puede calcular un intervalo de confianza para δ , esto es el conjunto de hipótesis sobre δ que no puede ser rechazada ($\alpha < 0,05$) y no un único valor como ocurre con el CV (Josephson *et al.*, 1996). Entre los puntos débiles de MoM descuellan que, como ya se ha comentado anteriormente, funciona mejor cuando el solapamiento es escaso es decir, cuando el dimorfismo sexual es reducido, como ocurre con los humanos modernos, y está limitado cuando las muestras son pequeñas, escenario habitual en Paleontología y Arqueología.

Por tanto, y aunque el método del CV y el de MoM son excelentes aproximaciones a la estimación del dimorfismo sexual y puesto que ambas presentan algunos inconvenientes se anima a utilizar ambas técnicas y explorar más en profundidad las relaciones entre ambas en cada uno de los casos. De esta forma, podremos acercarnos de manera más fiable a un tema problemático para la Paleontología y la Arqueología, aunque fundamental para las reconstrucciones paleobiológicas y conductuales, las diferencias y semejanzas entre hembras y machos.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo se ha podido llevar a cabo gracias a un Contrato de Reincorporación de Doctores del Plan Propio de la Universidad de Granada y al apoyo del grupo de investigación HUM-607 (Junta de Andalucía) y de los proyectos de investigación CGL2008-04896 y HAR2008-04577 (Ministerio de Ciencia e Innovación).

BIBLIOGRAFÍA

- ARSUAGA, J.L., CARRETERO, J.M., LORENZO, C., GRACIA, A., MARTÍNEZ, I., BERMÚDEZ DE CASTRO, J.M. y CARBONELL, E. 1997. "Size variation in Middle Pleistocene humans", *Science* 277 (5329), pp. 1086-1088.
- BOGIN, B., SMITH, P., ORDEN, A.B., VARELA SILVA, M.I. y LOUCKY, J. (2002): "Rapid change in height and body proportions of Maya American children", *American Journal of Human Biology* 14 (6), pp. 753-761.
- DU SOUICH, P. (1979): "Estudio antropológico de la necrópolis medieval de Torrecilla (Arenas del Rey, Granada)", *Antropología y Paleoecología Humana* 1, pp. 27-40.
- GREEN, H. y CURNOE, D. (2009): "Sexual dimorphism in Southeast Asian crania: A geometric morphometric approach", *HOMO-Journal of Comparative Human Biology* 60 (6), pp. 517-534.
- JIMÉNEZ-ARENAS, J.M. (2009): "Discriminación del sexo en una población medieval del sur de la Península Ibérica", *Cuadernos de Prehistoria y Arqueología de la Universidad de Granada* 19, pp. 463-477.
- JIMÉNEZ-ARENAS, J.M. (2010): "Sex discrimination in a Middle Age population of the Southern Iberian Peninsula by the use of simple variables", *International Journal of Morphology* 28 (3), pp. 667-672.
- JIMÉNEZ BROBEIL, S.A., AL OUMAOUI, I. y ESQUIVEL, J.A. (2004): "Actividad física según sexo en la cultura argárica. Una aproximación desde los restos humanos", *Trabajos de Prehistoria* 61 (2), pp. 141-154.
- JOHNSON, N.L. y KOTZ, S. (1970): *Continuous univariate distributions*, Houghton Mifflin, New York.
- JOSEPHSON, S.C., JUELL, K.E. y ROGERS, A.R. (1996): "Estimating sexual dimorphism by method-of-moments", *American Journal of Physical Anthropology* 100 (2), pp. 191-206.
- LIEBERMAN, D.E., PEARSON, O.M., POLK, J.D., DEMES, B. y CROMPTON, A.W. (2003): "Optimization of bone growth and remodeling in response to loading in tapered mammalian limbs", *Journal of Experimental Biology* 206 (Pt 18), pp. 3125-3138.
- LOCKWOOD, C.A., RICHMOND, B.G., JUNGERS, W.L. y KIMBEL, W.H. (1996): "Randomization procedures and sexual dimorphism in *Australopithecus afarensis*", *Journal of Human Evolution* 31 (6), pp. 537-548.
- PLAVCAN, J.M. (2001): "Sexual dimorphism in primate evolution", *American Journal of Physical Anthropology* 116 (S33), pp. 25-53.
- SHAPIRO, S.S. y WILK, M.B. (1965): "An analysis of variance test for normality (complete samples)", *Biometrika* 52 (3-4), pp. 591-611.
- SIMPSON, G.G., ROE, A. y LEWONTIN, R.C. (1960): *Quantitative Zoology* (Edición revisada), Harcourt, Brace and World, Nueva York.
- SMITH, R.J. (1999): "Statistics of sexual size dimorphism", *Journal of Human Evolution* 36 (4), pp. 423-459.
- SOKAL, R.R. y ROHLF, F.J. (1982): *Biometry* (3ª edición), Freeman and Company, Nueva York.
- VENABLES, W.N., RIPLEY, B.D. (2002): *Modern Applied Statistics with R.*, Springer Verlag, Nueva York.
- VITZHUM, V.J. (1990): "Odontometric variation within and between taxonomic levels of Cercopithecidae: Implications for the interpretations of fossil samples", *Human Evolution* 5 (4), pp. 359-374.

